RIA, 34 (1): 111-128
Abril 2005
INTA, Argentina

ISSN edición impresa 0325-8718
ISSN edición en línea 1669-2314

EL COEFICIENTE DE GASTOS DE CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DE LAS MÁQUINAS AGRÍCOLAS EN FUNCIÓN DE SU EDAD Y POTENCIA

FRANK, L.[1]

RESUMEN

El autor estudió los gastos de conservación y reparación (GCR) de 10 tractores en función de su edad y potencia, y de 4 máquinas autopropulsadas y 16 implementos y otras máquinas en función de su edad. Se propuso una función general explicativa de elasticidades constantes. En el caso particular de tractores, las elasticidades potencia-CGCR y edad-CGCR halladas fueron -0,7 y 0,4 respectivamente. Las elasticidades edad-CGCR de otras máquinas se ubicaron en el rango 0,1 a 0,7. Estos resultados difieren de los presentados por otros autores, aunque la forma funcional del GCR es coincidente en muchos casos. Finalmente, se discute la influencia de otras características de la máquina en el valor del CGCR, y su variación en el tiempo.

Palabras claves: maquinaria agrícola, administración rural, costos

SUMMARY

The author studied the maintenance and repair expenditures (MRE) of 10 tractors as a function of power and age, and of 4 engine machines and 16 non-engine machines as a function of age. A general explanatory function of fix elasticities was

[1] INDEC. Ministerio de Economía. Hipólito Yrigoyen 250 piso 8 of. 801. (1310) Buenos Aires. e-mail: lfrank@mecon.gov.ar

proposed. The reported power-CMRE and age-CMRE tractors' elasticities were -0,7 and 0,4 respectively. The age-MRE coefficient elasticity of other machines ranged 0,1-0,7. These results differ from other authors' reports, though the functional form of MRE agree with many of them. Finally, the author discusses the influence of machine features on the CMRE and it's variation over time.

Key words: farm machinery, farm management, costs

INTRODUCCIÓN

El coeficiente de gastos de conservación y reparación (CGCR) se define como la relación entre el gasto medio horario de reparación y lubricación de una máquina a lo largo de su vida útil y su valor a nuevo (Frank R., 1977). Analíticamente el CGCR se obtiene mediante la expresión matricial

$$CGCR = \frac{1}{v}\ \mathbf{P^*}\ \mathbf{D^{-1*}}\ \mathbf{Q^{T*}} = [\mathbf{P_R},\mathbf{P_W},\mathbf{P_T}] \begin{bmatrix} \mathbf{D} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{D} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{D} \end{bmatrix}^{-1} [\mathbf{Q_R}^T,\mathbf{Q_W}^T,\mathbf{Q_T}^T]^T \quad (1)$$

donde **P*** y **Q*** son vectores fila de precio y cantidad de las piezas a reemplazar (vectores $\mathbf{P_R}$ y $\mathbf{Q_R}$, respectivamente), salario horario del maquinista y cantidad de horas utilizadas en la reparación ($\mathbf{P_W}$ y $\mathbf{Q_W}$) y costo de la hora taller y cantidad de horas taller utilizadas en reparaciones mayores ($\mathbf{P_T}$ y $\mathbf{Q_T}$), respectivamente; v es el valor a nuevo de la máquina y $\mathbf{D^{-1*}}$ es una matriz diagonal de 3n periodicidades de reposición (o durabilidad de partes y piezas). Los valores de p_{Ri}, p_{Wi}, y p_{Ti}; q_{Ri}, q_{Wi}, y q_{Ti}; y d_i se obtienen de un presupuesto detallado de gastos y de estimaciones de la duración de las distintas partes y piezas[2]. Las dimensiones de las matrices **P***, $\mathbf{D^{-1*}}$ y $\mathbf{Q^{*T}}$ son 1x3n, 3nx3n y 3nx1 respectivamente. No se incluyen en este cálculo las reparaciones derivadas de roturas accidenta-

[2] La estimación de GCR mediante presupuestos es típica de los investigadores argentinos, dada la escasa cantidad de relevamientos por medio de encuestas (i.e. Donato de Cobo y Fuica, 2000) o el seguimiento de registros contables de explotaciones agropecuarias. Este último procedimiento es más común en EE..UU y el Reino Unido e Irlanda (ver Morris 1988, Ward et al. 1985).

les o tareas de mantenimiento no previstas por el fabricante. Los coeficientes se encuentran, por lo general, en el orden de las unidades o decenas de 10^{-5} [h^{-1}].

En la Argentina, los CGCR de la mayoría de las máquinas agrícolas fueron calculados entre 1962 y 1998 por docentes, tesistas y alumnos del Departamento de Economía de la Facultad de Agronomía de la UBA (Barañao, Colombino y Frank, 1962; Frank R., 1977; Panno, 1993; Hartschuh y Raggio, 1995; y otros trabajos inéditos de dicho Departamento). Frank L. calculó los CGCR de cosechadoras de caña de azúcar y algodón (2002), de cosechadoras de granos (2003), y de tractores e implementos agrícolas (2003, datos inéditos). En dos de estos trabajos (Frank L. 2002 y 2003) el autor también propuso una función para los GCR a lo largo de la vida útil de las cosechadoras. Sin embargo, no se cuenta aún con una expresión analítica general que explique cómo influyen en el CGCR las distintas características de una máquina.

Los objetivos de este trabajo son: a) ampliar el estudio de la forma funcional de los gastos de conservación y reparación a tractores, implementos agrícolas y otras máquinas autopropulsadas, y obtener estimadores de los coeficientes de cada función; b) plantear un modelo general explicativo del CGCR del tractor agrícola y sus implementos; c) confrontar los resultados obtenidos con los de otros autores. Hasta el momento, sólo los cambios en precios relativos de repuestos y mano de obra han sido identificados como causales de modificación en los CGCR de las máquinas agrícolas. Los escasos estudios sobre la tendencia de los CGCR a lo largo del tiempo presentan resultados contradictorios.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se partió de presupuestos de gastos de conservación y reparación de 10 tractores[3], 4 máquinas autopropulsadas (arrastrador de troncos, cargador de rollizos, topadora, y pulverizadora), un equipo de ordeñe, un avión

[3] Cinco presupuestos de reparación de tractores fueron extraídos de Barañao et al. (ca. 1962, inédito), uno de Hartschuh y Raggio (1995), y cuatro fueron elaborados por el autor. Los precios de los presupuestos originales de Barañao et al. fueron actualizados a diciembre de 2001 y las periodicidades de reposición fueron revisadas de modo de obtener para cada tractor una versión con periodicidades de 1962 y otra con periodicidades de 2002.

pulverizador[4] y 14 implementos calculados por Frank L. (2003, datos inéditos) a precios de diciembre de 2001, los que permitieron calcular gastos acumulados a intervalos de 1.000 h para todas las máquinas. A continuación se ajustaron funciones de regresión para los gastos marginales en función de la edad de las máquinas. El procedimiento fue el siguiente:

i) a partir de las series de gastos acumulados en función de la edad de cada máquina se calcularon los correspondientes cocientes incrementales $\Delta y/\Delta x$, donde «x» es la edad medida en horas e «y» el gasto total acumulado en reparaciones. Se ajustaron distintas formas funcionales que explicasen $\Delta y/\Delta x$ como f(x). Las formas funcionales seleccionadas correspondieron, en su mayoría, a las familias potencial y polinómica. La bondad de ajuste de cada función se evaluó mediante el coeficiente de determinación ajustado R^2. En esta primera etapa se estimaron los coeficientes de regresión mediante el estimador mínimo cuadrático ordinario $ß_{OLS} = [X^TX]^{-1}X^TY$ (en adelante modelo OLS), donde ß es la matriz de coeficientes de la regresión y X e Y son las correspondientes transformaciones de x y $\Delta y/\Delta x$ utilizadas para linealizar las distintas formas funcionales.

ii) se recalcularon los coeficientes de cada regresión con el estimador mínimo cuadrático generalizado $ß_{GLS} = (X^T\Omega^{-1}X)^{-1}X^T\Omega^{-1}Y$ (en adelante modelo GLS), donde X e Y son las mismas matrices mencionadas anteriormente y Ω es una matriz diagonal compuesta de los errores al cuadrado U^{*2}_i del modelo OLS, a fin de corregir el sesgo que por heteroscedasticidad se produce en la estimación OLS de la desviación estándar de los coeficientes de regresión. Pindyck y Rubinfeld (1981) y Judge et al. (1985) realizan revisiones teóricas sobre el estimador $ß_{GLS}$, y Frank L. (2002) justifica su uso en el contexto del cálculo de los gastos de conservación y reparación.

La matriz de varianza-covarianza de los coeficientes de regresión $ß_{GLS}$ es $\Sigma^2(ß_{GLS})=(X^T\Omega^{-1}X)^{-1}$.

iii) calculados los estimadores $ß_i^*$ y los coeficientes R^2, se seleccionó la forma funcional apropiada para cada caso. Recordemos que la expresión

[4] Según presupuesto original de Panno (1993), completado por el autor. La mano de obra especializada presenta diferencias notables según la zona, razón por la cual los GCR se calcularon en alrededores de Buenos Aires y en el interior del país.

$Y_i = X_i ß + U_i$ es una transformación lineal de la función de gastos marginales a lo largo de la edad de cada máquina. En el caso particular de la función potencial, si llamamos $ß_1^* = \lambda_1$ al exponente de dicha función, $ß_0^* = \ln(\lambda_0)$ a la ordenada al origen, $X_i = \ln(x_i)$ e $Y_i = \ln(\Delta y_i / \Delta x_i)$, podemos resolver la ecuación diferencial:

$$\frac{dy}{dx} = \lambda_0 x^{\lambda_1} \Rightarrow \int dy = \lambda_0 \int x^{\lambda_1} dx + C = \frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1} x^{\lambda_1 + 1} + C \quad \text{para} \quad (\lambda_1 \neq 1) \qquad (2)$$

donde C es una constante igual a cero, ya que el gasto de mantenimiento en una máquina sin uso es nulo, $\frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1}$ es una constante de escala y $\lambda_1 + 1$ es la elasticidad del gasto acumulado en función de la edad de la máquina.

iv) a partir de la expresión (2), se planteó una expresión específica para tractores que contemplase su potencia y características propias. La expresión propuesta fue

$$CGCR = \frac{1}{v} \cdot \frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1} \cdot \frac{x^{\lambda_1 + 1}}{x} \cdot \lambda_2 = \frac{1}{\lambda_3 p^{\lambda_4}} \cdot \frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1} \cdot \frac{x^{\lambda_1 + 1}}{x} \cdot \lambda_2 \qquad (3)$$

donde se asume que el valor a nuevo de un tractor es función de su potencia p y de una constante, λ_2, que actúa como cambio de escala cuando el tractor posee una característica particular[5] (precio de repuestos diferenciados, origen importado, doble tracción, etc.). No fue posible a priori establecer una forma funcional específica para v(p), de modo que se eligió una expresión general del tipo ap^b que permitirá por contraste de hipótesis establecer si la función v(p) es lineal ($b \cong 1$) o de otro tipo. Aplicando logaritmos a la expresión (3) y reordenando términos obtenemos

$$\ln(CGCR) = -\lambda_4 \ln(p) + \lambda_1 \ln(x) + \ln(\lambda_2) \cdot \delta_{ij} + \ln\left(\frac{1}{\lambda_3} \cdot \frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1}\right) \qquad (4)$$

expresión que puede interpretarse matricialmente como $Y_i = X_i ß + U_i$,donde X_i es una matriz de n x 4 variables independientes, $ß_1 = -\lambda_4$, $ß_2 = \lambda_1$, $ß_3 = \ln(\lambda_2)$, $ß_0$ es la ordenada al origen igual a $\ln\left(\frac{1}{\lambda_3} \cdot \frac{\lambda_0}{\lambda_1 + 1}\right)$. La variable δ_{ij}

[5] El modelo propuesto bien podría incluir multiples variables λ(n), pero la simple inspección de los datos determinó que sólo se introdujera una.

es una delta de Kronecker que toma el valor 1 cuando i=j y 0 en todos los demás casos[6]. U_i es un término de perturbación estocástica.

RESULTADOS

En todos los casos, la función potencial fue la que mejor explicó la relación $\Delta y/\Delta x = f(x)$. En la tabla 4A se presentan los coeficientes de regresión $ß_i$* de cada máquina y sus correspondientes desviaciones y estadísticos t. Estos coeficientes fueron calculados bajo el supuesto clásico de homoscedasticidad.

Tabla 4A. Coeficientes de regresión, desvíos y estadísticos t del modelo OLS

Máquina	Matriz ß*T		Matriz ?(ß)ii* 1		Estadístico t*	
	ß0*	ß1*	?*(ß0)	?*(ß1)	t*(ß0)	t*(ß1)
Implementos de labranza:						
Arado de arrastre (4 rejas)	-1,9459	0,1376	0,3315	0,0456	-5,87	3,021
Arado de levante hidráulico (4 rejas)	-2,0804	0,1189	0,3340	0,0459	-6,169	2,591 ?
Cincel de 9 arcos	-2,9851	0,2069	0,4166	0,0572	-7,165	3,614
Rastra de discos desencontrados de 32 discos de 24"	-3,184	0,2987	0,8277	0,1137	-3,847	2,626 ?
Otros implementos:						
Sembradora de granos finos conv. DS 4600 de 25 líneas a 17,5 cm	-2,2831	0,4412	1,1145	0,1645	-2,048 ?	2,681 ?
Sembradora de granos gruesos directa y conv. AX 1210 de 10 tolvas	-1,6010	0,2085	0,4875	0,0720	-3,284	2,898 ?
Sembradora de granos gruesos directa y conv. DS 4400 de 10 tolvas	-1,5363	0,2532	0,4196	0,0619	-3,661	4,087
Fertilizadora centrífuga de 18m de ancho de labor	-1,6137	0,1356	0,5348	0,0735	-3,017	1,845 ?
Pulverizadora de arrastre 2700 l y botalón de 18m	-0,2827	0,1544	0,2088	0,0308	-1,354 ?	5,01
Embolsadora (motor 125 HP)	-4,1928	0,7149	0,6699	0,0814	-6,259	8,782
Rotoenfardadora Maincro 5880	-0,4202	0,2115	0,3860	0,0530	-1,088 ?	3,986
Motocultivador (motor 9HP)	-2,5219	0,2392	0,3947	0,0542	-6,389	4,409
Tractores:						
FIAT 211 R (1962)	-2,5237	0,3427	0,3914	0,0476	-6,448	7,206
FIAT 211 R (2002)	-2,7478	0,3352	0,3923	0,0477	-7,004	7,031
FIAT 411 R (1962)	-2,4946	0,3687	0,4287	0,0521	-5,818	7,076
FIAT 411 R (2002)	-2,794	0,3676	0,4080	0,0496	-6,847	7,414
SOMECA M-50 (1962)	-2,0509	0,3193	0,4127	0,0502	-4,969	6,367
SOMECA M-50 (2002)	-2,1131	0,3085	0,3214	0,0391	-6,575	7,899
FIAT 60 R (1962)	-1,4448	0,2656	0,3191	0,0388	-4,527	6,849
FIAT 60 R (2002)	-1,4920	0,2644	0,2795	0,034	-5,338	7,785

[6] En nuestro caso, i= marca John Deere y j=nombre de la marca.

FIAT 780 R (1962)	-1,2659	0,2559	0,2924	0,0355	-4,329	7,203
FIAT 780 R (2002)	-1,3643	0,2514	0,2676	0,0325	-5,098	7,731
DEUTZ AX 4120	-4,0315	0,5329	0,6596	0,0802	-6,112	6,649
FIATAGRI 110-90S TD	-4,0429	0,5245	0,5127	0,0623	-7,886	8,419
FIATAGRI 110-90S TS	-4,2390	0,5444	0,5358	0,0651	-7,912	8,362
JOHN DEERE 5600	-2,0199	0,3060	0,3479	0,0423	-5,806	7,238
JOHN DEERE 730 (1962)	-0,6809	0,2171	0,3157	0,0384	-2,157 ?	5,659
JOHN DEERE 730 (2002)	-0,7184	0,2054	0,3743	0,0455	-1,919 ?	4,516
JOHN DEERE 7500	-4,4788	0,6427	0,5621	0,0683	-7,969	9,41
Otras máquinas autopropulsadas:						
Arrastrador de troncos John Deere 548GII/648GII (motor 119/153 HP)	-1,8144	0,3328	0,4241	0,0515	-4,278	6,458
Cargador de rollizos VOLVO L180C (motor 284 HP)	-3,1311	0,5864	0,7513	0,0889	-4,167	6,597
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio liviano)	-2,899	0,5404	0,8842	0,1074	-3,279	5,03
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio normal)	-2,6315	0,5265	0,8594	0,1044	-3,062	5,042
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio severo)	0,7399	0,1991	0,5658	0,0688	1,308 ?	2,895
Pulverizadora autopropulsada de 2800 l y botalón de 20m	-0,1036	0,1826	0,2016	0,0245	-0,514 ?	7,453
Avión pulverizador PIPER PAWNEE D PA-25-235 (Buenos Aires)	2,6595	0,1732	0,2335	0,0284	11,388	6,103
Avión pulverizador PIPER PAWNEE D PA-25-235 (interior del país)	2,1748	0,1970	0,2639	0,0321	8,24	6,141
Otras máquinas agropecuarias y forestales:						
Motosierra 40 cc (4,5 CV) espada 35-40 cm	0,4526	0,0425	0,0682	0,0097	6,633	4,388
Ordeñadora 10 bajadas	0,5396	0,0688	0,1820	0,0221	2,966	4,016

* = estimadores de los verdaderos valores poblacionales; ? = valor t* no significativo (? =0,05)

La tabla 4B contiene los coeficientes de regresión calculados mediante el estimador GLS. Obsérvese que la mayoría de las hipótesis H_0) $ß_i$=0 aceptadas bajo en modelo OLS, se rechazan al introducir la matriz Ω^{-1}. Y, de hecho, todos los coeficientes $ß_1$ son significativos en la versión generalizada (modelo GLS).

Máquina	Matriz $ß^{*T}$		Matriz $\Sigma(ß)_{ii}^{*T}$		Estadístico t*	
	$ß_0$*	$ß_1$*	$\sigma^*(ß_0)$	$\sigma^*(ß_1)$	$t^*(ß_0)$	$t^*(ß_1)$
Implementos de labranza:						
Arado de arrastre (4 rejas)	-1,9826	0,1415	0,2983	0,0388	-6,647	3,645
Arado de levante hidráulico (4 rejas)	-2,0803	0,1190	0,0550	0,0084	-37,791	14,162
Cincel de 9 arcos	-2,7814	0,1755	0,2332	0,0303	-11,926	5,794

Rastra de discos desencontrados de 32 discos de 24"	-3,1825	0,2951	0,1371	0,0177	-23,211	16,705
Otros implementos:						
Sembradora de granos finos convencional DS 4600 de 25 líneas a 17,5 cm	-2,3529	0,4670	0,7573	0,1095	-3,107 •	4,264
Sembradora de granos gruesos directa y convencional AX 1210 de 10 tolvas	-1,5191	0,1949	0,2844	0,0379	-5,342	5,137
Sembradora de granos gruesos directa y convencional DS 4400 de 10 tolvas	-1,8262	0,2916	0,3208	0,0460	-5,692	6,334
Fertilizadora centrífuga de 16m de ancho de labor	-1,5747	0,1279	0,2196	0,0268	-7,164	4,765
Pulverizadora de arrastre 2700 l y botalón de 18m	-0,2624	0,1508	0,0485	0,0104	-5,408	14,5
Embolsadora (motor 125 HP)	-4,1814	0,7114	0,5718	0,0671	-7,313	10,6
Rotoenfardadora Mainero 5880	-0,1846	0,1821	0,4165	0,0520	-0,443 •	3,501
Motocultivador (motor 9HP)	-2,3842	0,2134	0,2766	0,0397	-8,62	5,376
Tractores:						
FIAT 211 R (1962)	-2,4583	0,3347	0,0770	0,0112	-31,916	29,928
FIAT 211 R (2002)	-2,5642	0,3055	0,2151	0,0263	-11,92	11,608
FIAT 411 R (1962)	-2,1529	0,3261	0,2170	0,0270	-9,92	12,071
FIAT 411 R (2002)	-2,6319	0,3395	0,1590	0,0205	-16,55	16,582
SOMECA M-50 (1962)	-2,1321	0,329	0,1206	0,0139	-17,682	23,668
SOMECA M-50 (2002)	-2,2041	0,3196	0,0804	0,0093	-27,41	34,501
FIAT 60 R (1962)	-1,3222	0,2506	0,0961	0,0111	-13,76	22,637
FIAT 60 R (2002)	-1,4584	0,2601	0,0261	0,0032	-55,979	80,99
FAHR D400B (1962)	-1,7354	0,2565	0,0577	0,0070	-30,087	36,479
FAHR D400B (2002)	-2,2187	0,2858	0,2681	0,0332	-8,276	8,596
FIAT 780 R (1962)	-1,2137	0,2506	0,1712	0,0186	-7,089	13,462
FIAT 780 R (2002)	-1,4835	0,2662	0,0823	0,0106	-18,019	25,053
DEUTZ AX 4120	-3,9067	0,5186	0,2205	0,0249	-17,718	20,815
FIATAGRI 110-90S TD	-3,6506	0,4832	0,3907	0,0483	-9,344	10,002
FIATAGRI 110-90S TS	-3,7385	0,4908	0,4572	0,0557	-8,176	8,816
JOHN DEERE 5600	-1,9507	0,2959	0,2883	0,0328	-6,766	9,028
JOHN DEERE 730 (1962)	-0,6554	0,2141	0,0758	0,0087	-8,641	24,559
JOHN DEERE 730 (2002)	-0,7327	0,2061	0,0225	0,0033	-32,609	62,117
JOHN DEERE 7500	-4,4161	0,6330	0,0828	0,0133	-53,318	47,589
Otras máquinas autopropulsadas:						
Arrastrador de troncos John Deere 548GII/648GII (motor 119/153 HP)	-1,8622	0,3392	0,3076	0,0348	-6,054	9,746
Cargador de rollizos VOLVO L180C (motor 284 HP)	-3,1156	0,5812	0,1744	0,0206	-17,869	28,183
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio liviano)	-2,6929	0,5162	0,3545	0,0432	-7,596	11,958
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio normal)	-2,1921	0,4765	0,5692	0,0675	-3,851	7,064
Topadora John Deere 750C de 140HP/ 850C de185HP en barra de tiro (servicio severo)	0,9034	0,1736	0,1140	0,0152	7,926	11,42

Pulverizadora autopropulsada de 2800 l y botalón de 20m	-0,1462	0,1873	0,0326	0,0036	-4,478	52,624
Avión pulverizador PIPER PAWNEE D PA-25-235 (Buenos Aires)	2,6035	0,1790	0,0726	0,0084	35,885	21,271
Avión pulverizador PIPER PAWNEE D PA-25-235 (interior del país)	2,1257	0,2021	0,0608	0,0071	34,941	28,673
Otras máquinas agropecuarias y forestales:						
Motosierra 40 cc (4,5 CV) espada 35-40 cm	0,4665	0,0406	0,0651	0,0091	7,162	4,486
Ordeñadora 10 bajadas	0,9321	0,0422	0,1368	0,0162	6,815	2,597

= estimadores de los verdaderos valores poblacionales; • = valor t no significativo (α=0,05)

La tabla 5 contiene los coeficientes de regresión del modelo (4). Del mismo modo que en la tabla anterior, se presentan los vectores $ß_i$*, $\Sigma(ß_{ii})$* y los valores t de los modelos OLS y GLS. Obsérvese que todos los coeficientes son significativos para H_0) $ß_i$=0 para un nivel de aceptación α=0,05.

TABLA 5. Coeficientes de regresión, desvíos y estadísticos t del modelo general de CGCR de tractores

	Modelo OLS			Modelo GLS		
	Matriz ß*^{T}	Matriz $\Sigma(ß)_{ii}$*^{T}	Estadístico t*	Matriz ß*^{T}	Matriz $\Sigma(ß)_{ii}$*^{T}	Estadístico t*
$ß_0$	1,5325	0,2872	5,336	1,5150	0,0345	43,885
$ß_1$	-0,7154	0,0551	-12,990	-0,7160	0,0119	-60,096
$ß_2$	0,3572	0,0219	16,330	0,3593	0,0030	121,688
$ß_3$	0,5198	0,0669	7,770	0,5130	0,0150	34,137

*= estimadores de los verdaderos valores poblacionales

A partir de los coeficientes de la tabla 5 es posible calcular los CGCR esperados para tractores de distinta potencia y edad, los que se presentan en la tabla 6. Estos CGCR fueron calculados utilizando los coeficientes $ß_i$* del modelo OLS, los cuales no difieren demasiado de los coeficientes obtenidos en el modelo GLS.

TABLA 6. CGCR [$10^{-5}h^{-1}$] para distintas edades y potencia del tractor

Edad	Potencia del tractor [CV]											
[h]	30	40	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140
1.000	4,79	3,90	3,33	2,92	2,61	2,38	2,18	2,03	1,89	1,78	1,68	1,59
2.000	6,14	5,00	4,26	3,74	3,35	3,04	2,80	2,59	2,42	2,28	2,15	2,04
3.000	7,10	5,78	4,92	4,32	3,87	3,52	3,23	3,00	2,80	2,63	2,49	2,36
4.000	7,86	6,40	5,46	4,79	4,29	3,90	3,58	3,32	3,10	2,92	2,75	2,61
5.000	8,52	6,93	5,91	5,19	4,65	4,22	3,88	3,60	3,36	3,16	2,98	2,83
6.000	9,09	7,40	6,31	5,54	4,96	4,51	4,14	3,84	3,59	3,37	3,18	3,02
7.000	9,60	7,82	6,66	5,85	5,24	4,76	4,38	4,06	3,79	3,56	3,36	3,19
8.000	10,07	8,20	6,99	6,14	5,49	4,99	4,59	4,26	3,98	3,74	3,53	3,35
9.000	10,51	8,55	7,29	6,40	5,73	5,21	4,79	4,44	4,15	3,90	3,68	3,49
10.000	10,91	8,88	7,57	6,64	5,95	5,41	4,97	4,61	4,31	4,05	3,82	3,62
11.000	11,29	9,19	7,83	6,87	6,16	5,60	5,14	4,77	4,46	4,19	3,95	3,75
12.000	11,64	9,48	8,08	7,09	6,35	5,77	5,31	4,92	4,60	4,32	4,08	3,87

En tractores John Deere multiplicar por 1,6818 o aproximadamente 42/25

Obsérvese que los CGCR son decrecientes con la potencia del tractor y crecientes a lo largo de la vida útil de la máquina.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIÓN

Los resultados hallados sugieren que los gastos de conservación y reparación de las máquinas agrícolas pueden ser correctamente modelizados por una función potencial. En el caso particular de tractores agrícolas[7] se propone una expresión general del tipo

$$CGCR(p; x; \pi) = \frac{\pi_1}{\pi_2} p^{\lambda_p} x^{\lambda_x} \prod_{i=0}^{n} \theta_n e^{\mu} \quad \text{con} \quad \mu \sim N(0; \sigma_\mu)$$

o su versión logarítmica

$$\ln[CGCR(p; x; \pi)] = \lambda_p \ln(p) + \lambda_x \ln(x) + \theta_n \delta_{ij} + \ldots + \theta_1 \delta_{rq} + \theta_0 + \ln\left(\frac{\pi_1}{\pi_2}\right) + \mu$$

donde p y x son la potencia y la edad del tractor, respectivamente; λ_p y λ_x son sus correspondientes elasticidades; las θ_i son variables de escala; las δ (deltas de Kronecker) son variables binarias que denotan presencia o ausencia de ciertas características; π_1 y π_2 son índices de precios de

[7] El modelo propuesto para tractores también puede extenderse a implementos siempre que una variable de tamaño reemplace a la variable potencia. La variable de tamaño comúnmente utilizada es el ancho de labor.

repuestos y de la máquina nueva, respectivamente; y μ es una variable aleatoria normalmente distribuida. La discusión que procede sobre las componentes de este modelo se centrará en tractores agrícolas, aunque - salvo mención- es extensiva al resto de las máquinas estudiadas.

En Argentina, las elasticidades λ_p y λ_x de tractores agrícolas toman valores aproximados de -0,7 y 0,4 (coeficientes $ß_1$ y $ß_2$ de la tabla 5, respectivamente). Es decir, el CGCR se reduce un 0,7% cuando la potencia del tractor aumenta un 1%, o bien aumenta un 0,4% cuando la edad se incrementa un 1%, ceteris paribus. En tractores de la década de 1960 la elasticidad λ_x toma valores en el rango de 0,2 a 0,3 (independientemente de que se consideren períodos de reemplazo de partes y piezas de 1962 o de 2002), en tanto que en tractores fabricados en los últimos 15 años, λ_x toma valores en el rango de 0,3 a 0,6. En topadoras λ_x toma valores entre 0,3 y 0,6 (excepto en la topadora JOHN DEERE 750C bajo servicio severo); en implementos de labranza el rango va de 0,1 a 0,3; en pulverizadoras de arrastre y fertilizadoras, 0,1 a 0,15; en sembradoras convencionales para granos finos, $\lambda_x \cong 0,5$; y en sembradoras de siembra convencional y directa para granos gruesos oscila entre 0,2 y 0,3. En aviones pulverizadores $\lambda_x \cong 0,2$ al igual que en pulverizadoras autopropulsadas. En ordeñadoras λ_x es extremadamente bajo, menor a 0,1.

En todos los casos, los coeficientes $ß_1^* = \lambda_x = \lambda_1$ de la tabla 4B verifican que $P(1>ß_1>0)>0,95$, por lo cual se descarta que los gastos medios crezcan linealmente con la edad de la máquina, tal como sugirieron Culpin (1975) y Donato de Cobo y Fuica (2000) en tractores, o siguiendo una función cúbica como sugirió Hunt (1977), también en tractores. Por el contrario, los modelos utilizados por ASAE (Lazarus y Selley, 2002), Morris (1988) y Ward et al. (1985) para gastos acumulados son consistentes con nuestros resultados, siendo el llamado «factor de reparación 2» (RF2) de ASAE y los coeficiente de Morris y Ward et al. equivalentes a la expresión $1+ \lambda'_x$ (el apóstrofe indica que λ_x se calculó excluyendo lubricantes) donde $\lambda'_x \cong 1$; $\lambda'_x \cong 0,48$ y $\lambda'_x \cong 0,89$, respectivamente. Llama la atención que tanto ASAE como nuestro estudio registran incrementos de λ_x a lo largo del tiempo. Según ASAE, la elasticidad λ'_x pasó de 0,5 a 1 entre las décadas de 1970 y 1980, en tanto que en nuestro estudio se observan diferencias estadísticamente significativas entre los rangos de λ_x de tractores de la década de 1960 (en sus dos versiones) y de 1990, si se realiza el test τ de Lord (α=0,05). Es decir, que podemos hablar de una elasticidad $\lambda_x(t)$, función del tiempo, cuya dinámica es aún desconocida.

Respecto a λ_p, la bibliografía es escasa. El modelo ASAE no utiliza la elasticidad λ_p, sino que introduce el precio de lista de la máquina y una constante (RF1) análoga a θ_0, lo cual no permite deducir la verdadera incidencia de la potencia independientemente del efecto de la marca comercial, variables que pueden estar asociadas si algunas empresas se especializan en una gama de potencias. Por otra parte, estudios realizados en Alemania[8] (Schaefer, 1969; KTBL, 1969, 1971, 1976, 2003) sugieren valores de $\lambda_p \cong 0$ en las décadas de 1960 y 1970 y de $\lambda_p = -0,4$ en 2003 (ver figura 1), siendo este último prácticamente la mitad del calculado para Argentina en 2001. Se concluye de la simple inspección de la figura 1 que: i) la variación de λ_p en el tiempo no se debe al corrimiento de rangos de potencias evaluados por KTBL en el período mencionado; y ii) los CGCR

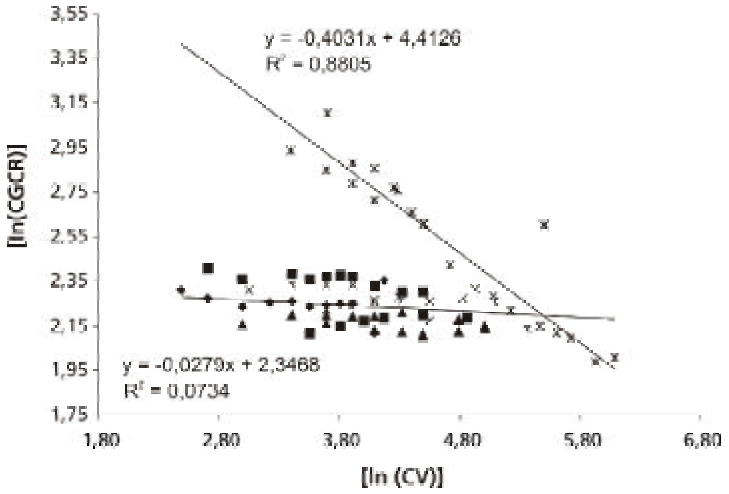

FIGURA 1. Representación doble logarítmica del CGCR en función de la potencia en Alemania, en los años 1963 ($\lambda_p = -0,03$), 1969, 1971, 1976 y 2003 ($\lambda_p = -0,4$)

[8] Las cifras originales de Schaefer y del Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft (KTBL) no incluyen lubricantes, razón por la cual se solicitó a R. Frank recalcular los coeficientes de acuerdo a los criterios utilizados en Argentina.

de tractores con potencias en torno a los 120 CV son similares durante todo el período, lo cual explica la presunción de independencia entre el CGCR y potencia en trabajos anteriores (Hartschuh y Raggio, 1995; Frank R. y Frank L., 2003).

El cambio de precios relativos es, posiblemente, la principal fuente de variación del CGCR. Frank R. y Frank L. (2003) estimaron que entre 1987 y 2000 el CGCR del tractor DEUTZ AX 4120 osciló entre 5,3 y 8,7 [$10^{-5}h^{-1}$], descartando la aparente constancia del coeficiente hallada por Hartschuh y Raggio (1995) al confrontar el CGCR del tractor FIAT 411R calculado en 1962 con el del tractor DEUTZ AX 4120 (7,00 vs. 7,13 [$10^{-5}h^{-1}$] respectivamente). Si asumimos que existe un índice de precios tal que $GCR(t_1)=\pi_1 GCR(t_0)$ y que $v(t_1)=\pi_2 v(t_0)$ el CGCR de la expresión (3) puede actualizarse del tiempo t=0 a t=1. El trabajo de Frank R. y Frank L. antes mencionado propone un estimador de π_1 basado en índices de mano de obra y lubricantes, pero manteniendo fijo el precio relativo de los repuestos respecto del valor a nuevo de la máquina. La introducción de la relación de índices π dificulta la estimación de θ_0 si se utilizan CGCR históricos. En la práctica esta relación debe introducirse en el modelo determinísticamente, y los coeficientes deben estimarse mediante el estimador mínimo cuadrático restringido.

Las variables de escala θ_i representan n efectos multiplicativos. Se identificaron al menos tres θ_i: uno debido a la marca comercial (θ_1 =1,7 si se trata de un tractor marca JOHN DEERE), otro debido a las condiciones de trabajo (θ_2), y un tercero, $\theta_3(t)$ función del tiempo[9], atribuible al avance tecnológico. La tabla 6 presenta los CGCR obtenidos al considerar un modelo reducido de tres variables, p, x y θ_1.

Las variables θ_2 y θ_3 no fueron estimadas explícitamente, pero la inspección de los resultados o la revisión bibliográfica permiten interpretar su magnitud. A modo de ejemplo, el manual del usuario de la topadora JOHN DEERE 750C define al servicio liviano como «tareas de bajo impacto, baja carga en la cuchilla (material arcilloso o barro) lo que determina una duración de las cuchillas de entre un 30 a un 60% más» y servicio

[9] En rigor, el estudio permite identificar $\theta_3(\delta_{rq})$ ya que sólo se analizaron dos años, aunque por razones didácticas asumiremos una función del tiempo

severo como « tareas de alto impacto (material rocas o arena mojada) lo que determina una duración de entre un 20 a un 50% del normal». Los gastos medios horarios de conservación y reparación de esta topadora a las 10.000 h de uso se estiman, según los coeficientes de la tabla 4A, en 5,2 [$ h^{-1}], 6,0 y 10,9 para servicio liviano, normal y severo, respectivamente. Se deduce entonces que θ_2 toma un valor aproximado de 0,9 en servicio liviano y 1,8 en servicio severo. Morris (1988) observó en registros contables de empresas agropecuarias británicas mayores gastos de mantenimiento en tractores que realizan frecuentes viajes en camino de ripio, debido a un reemplazo más frecuente de los neumáticos. Sin embargo, lo reducido de la muestra y la ausencia de una escala objetiva de desgaste no le permitió cuantificar este efecto.

Las tablas 4A y 4B presentan los coeficientes de regresión de 7 tractores, cuyos GCR se calcularon con períodos medios de reposición de partes y piezas informados en 1962 y en 2002, pero a precios de los repuestos del año 2001. La simple inspección de las planillas de cálculo originales (Frank L., datos inéditos) permite apreciar, principalmente, una mayor duración en 2002 de los neumáticos y del aceite lubricante del motor. Los informantes consultados en 1962 estimaron una vida útil de los neumáticos de 3.000 h, en tanto que en 2002 dicha estimación se ubicó en el rango de 3.000-5.000 h. El reemplazo de los aceites monogrado por los multigrado aumentó el período entre reemplazos de 120-150 h a 250-300 h, de acuerdo con los manuales del usuario. En consecuencia, el plazo estimado hasta la rectificación de motor también se incrementó. Algunas fuentes estiman también un incremento en la duración de los inyectores. Si se calcula los gastos medios horarios de conservación y reparación a las 10.000 h mediante los coeficientes de la tabla 4A se observa que θ_3 toma un valor medio de 0,8 en 2002 respecto de 1962. Es decir que $\theta_3(t)$ cayó en promedio a razón de 0,005 unidades por año, o a una tasa efectiva anual del -0,46% en los últimos 20 años.

Frank L. (2003) comparó la tendencia del los CGCR a lo largo del tiempo de cosechadoras de granos, de caña de azúcar, de algodón, y concluyó que en las últimas cuatro décadas éstos cayeron a una tasa efectiva anual de -1,5%, aunque en rigor esta tasa se refiere a $[\pi_1 \theta_3(t)]/\pi_2$ ya que se consideraron CGCR calculados en distintos años a precios corrien-

tes. De todos modos se concluye que sólo una pequeña parte de la variación de los CGCR corrientes se explicaría por avance tecnológico, y que la mayor parte se explicaría por el abaratamiento o encarecimiento relativo de los repuestos, mano de obra y lubricantes respecto del valor a nuevo de la máquina.

El tipo de tracción justificaría la introducción de una variable θ_4. Sin embargo, los coeficientes $ß_0^*$ y $ß_1^*$ (tablas 4A y 4B) de los tractores FIATAGRI 110-90S TS y FIATAGRI 110-90S TD no presentan diferencias significativas (α=0,05). La comparación debería repetirse con una muestra más numerosa de tractores de cada tipo.

La inspección de los elementos $\omega_i^* = u_i^{*2}$ de las matrices Ω^* muestra una variabilidad creciente en los gastos de conservación y reparación a lo largo de la edad de la máquina. Esta misma observación fue hecha por Hunt (1977) sobre una muestra de registros contables de GCR de tractores. Sin embargo, la estimación de la verdadera varianza de los GCR a lo largo de la edad de la máquina puede resultar sesgada si se utilizan datos de ambos estudios. Recordemos que el período entre reemplazos de muchas partes y piezas se realizó en nuestro estudio por consultas a referentes calificados. Cabe suponer que el referente consultado estima con mayor exactitud la vida útil de piezas que se reemplazan con mayor frecuencia. En el estudio de Hunt, los registros contables no discriminan entre reparaciones realizadas por desgaste de una pieza, de aquellas debidas a roturas accidentales. Adicionalmente, se puede argumentar que los registros contables están asentados en moneda corriente y el uso de deflactores puede introducir sesgos en la varianza de los mismos. No obstante, hay una razón teórica que permite asumir que la varianza poblacional σ_i^2 es función de la edad de la máquina: surge de la inspección de las tareas de conservación y reparación que éstas pueden agruparse en dos categorías, «programadas» (por ejemplo, cambio de aceite) y «no programadas» (p. ej. reemplazo de neumáticos). Definimos como «tarea programada» a toda tarea cuyos tiempos de realización se encuentran indicados explícitamente en el manual provisto por el fabricante, y se realiza independientemente de que se alcancen niveles críticos de desgaste. El gasto acumulado de las tareas programadas es lineal (excluyendo el período de rodaje) y prácticamente no se aparta de su función

teórica. Por el contrario, el gasto acumulado de las tareas no programadas es claramente aleatorio y puede presentar una gran dispersión respecto de su función teórica. Las tareas no programadas son más infrecuentes, y por lo tanto, la incidencia de las mismas en el gasto acumulado aumenta con la edad de máquina. En consecuencia, cabe esperar una variabilidad creciente en el gasto acumulado cuando la máquina envejece. Para apoyar esta hipótesis simulemos la evolución del GCR acumulado de una máquina teórica cuya vida útil se fija en 13.000 h y que requiere tres tareas de conservación y reparación, una programada cada 2.000 h y dos tareas no programadas, pero cuyas frecuencias de realización se estiman en 5.000 y 10.000 h. Estas tareas cuestan $100.-, $200.- y $500.-, respectivamente. La figura 2 muestra la evolución de GCR a lo largo de la edad de la máquina.

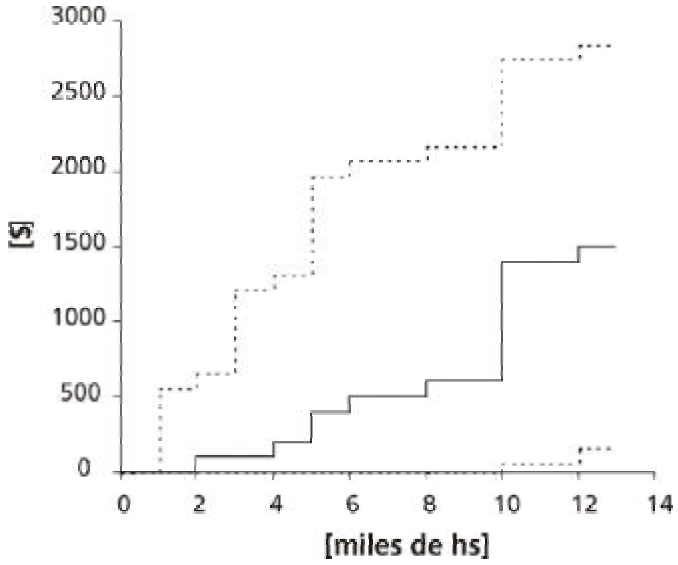

FIGURA 2. GCR acumulados en función de la edad de una máquina teórica y su dispersión. La línea llena indica valores esperados, y las líneas quebradas los GCR $\pm 2\sigma$*

A continuación, tomemos números aleatorios de dos distribuciones Poisson que simulen la cantidad de reparaciones a realizar de las tarea 2 y 3 en las primeras 1.000 h, 2.000 h, etc. y calculemos el GCR total de la máquina. Repitiendo el cálculo 5 veces y calculando a distintas edades la desviación standard máxima con la amplitud muestral para distribuciones desconocidas (Sachs, 1978), podemos trazar (figura 2) los valores de GCR $\pm$ $2\sigma^*$ ($2\sigma^*>0$). Recordemos que, de acuerdo a la desigualdad de Tchebichev, $P(|y\text{-}GCR| > 2\sigma^*)<0,25$.

Como puede observarse la mayor incidencia de tareas no programadas a lo largo de la edad de la máquina incrementa la dispersión del GCR. Se observa también que la distribución de probabilidades de los GCR acumulados no es simétrica, por lo cual el ajuste simple de funciones sobre la base de registros contables puede ser sesgada. A los fines de contrastar hipótesis sobre igualdad de CGCR sugerimos consultar las distribuciones empíricas de probabilidad obtenidas por Frank (2002 y 2003) para el caso de CGCR de cosechadoras de granos, algodón y caña de azúcar.

AGRADECIMIENTOS

El autor desea agradecer al Ing. Agr. Rodolfo Frank la lectura crítica del manuscrito y el cálculo de los CGCR con datos originales de KTBL; y a los numerosos técnicos y jefes de servicio que atendieron desinteresadamente las consultas realizadas por el autor.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARAÑAO et al., ca. 1962. Estudio de tractores. Facultad de Agronomía, Universidad de Buenos Aires, 38 pp. [inédito]

CULPIN C., 1975. Profitable Farm Mechanisation. 3era. edición. Crosby Lockwood Staples. Londres, Reino Unido. [citado por Morris].

DONATO DE COBO L. y FUICA A., 2000. Ajuste del coeficiente de gastos de conservación y reparaciones del tractor agrícola. En: Avances en Ingeniería Agrícola. Facultad de Agronomía, UBA. Argentina, 686 p.

FRANK L., 2002. Revisión del coeficiente de gastos de conservación y reparación de cosechadoras de algodón y caña de azúcar en Argentina. Revista de Agricultura 77-3: 329-346.

FRANK L., 2003. Coefficients of repair and maintenance costs for axial and transverse combine harvesters in Argentina. Spanish Journal of Agricultural Research, 1-3: 81-97.

FRANK R., 1977. Costos y administración de la maquinaria agrícola. Editorial Hemisferio Sur. Buenos Aires, Argentina, 385 p.

FRANK R. y FRANK L., 2003. El ajuste de los coeficientes de gastos de conservacion y reparaciones de las maquinas agrícolas ante cambios de la relación de precios. Rev. Fac. Agr. 23(1): 71-75.

HARTSCHUH R.E. y RAGGIO J.B., 1995. El coeficiente de gastos de conservación y reparaciones del tractor agrícola. Rev. Fac. Agr. 15(2-3):233-240.

HUNT D., 1977. Farm power and machinery management. Laboratory Manual and Workbook. 7a edición. Iowa State University Press. Ames. Iowa, USA, 365 p.

JUDGE G., GRIFFITHS W., CARTER HILL R. LUTKEPOHL H., CHAO-LEE T., 1985. The theory and practice of econometrics. 2ª edición. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. John Wiley & Sons. USA, 1019 p.

KTL, 1966. Taschenbuch für Arbeitswirtschaft. Landwirtschaftsverlag GmbH. Münster-Hiltrup. Alemania, 227 p.

KTBL, 1969. Taschenbuch für Arbeits- und Betriebswirtschaft. Landwirtschaftsverlag GmbH. Münster-Hiltrup. Alemania, 360 p.

KTBL, 1971. Kalkulation-Unterlangen für Betriebswirtschaft. Band 2, 4 Fortschreibung. Hellmut-Neureuter Verlag. Wolfratshausen bei München. Alemania, p. 17.

KTBL, 1976. Taschenbuch für Arbeits- und Betriebswirtschaft. KTBL-Schriften-Vertrieb im Landwirtschaftsverlag GmbH. Münster-Hiltrup. Alemania, 312 p.

KTBL, 2003. En www.ktbl.de/ma_landw.htm.

LAZARUS W. y SELLEY R., 2002. Suggested procedures for estimating farm machinery costs. Staff Paper P02-16. Department of Applied Economics. College of Agricultural, Food and Enviromental Sciences. University of Minnesota, 30 p.

MORRIS J., 1988. Tractor repair costs. Farm Management 6(10): 433-441.

PANNO S., 1993. Costo operativo en aeroaplicación. B. Aires, Fac. de Agr., 12 p. Cátedra de Administración Rural N° 35.

PINDYCK R. y RUBINFELD D., 1981. Econometric models and economic forecasts. 2ª edición. Mc Graw-Hill. USA, 630 p.

SACHS L., 1978. Estadística aplicada. Editorial Labor S.A.. España, 567 p.

SCHAEFER W., 1969. Die Kosten des Landmaschineneinsatzes. Hellmut-Neureuter Verlag. Alemania, 130 p.

WARD S., MC NULTY P. y CUNNEY M., 1985. Repair costs of 2 and 4 WD tractors. Transactions of the ASAE 28(4):1074-1076.

Original recibido el 13 de octubre de 2004